



TITLE:

中国におけるインフレファイナンスの可能性に関する検討

AUTHOR(S):

鍾, 非

CITATION:

鍾, 非. 中国におけるインフレファイナンスの可能性に関する検討. 経済論叢 1997, 160(3): 61-80

ISSUE DATE:

1997-09

URL:

<https://doi.org/10.14989/45169>

RIGHT:

經濟論叢

第 160 卷 第 3 号

米国の凋落と複数基軸通貨制度の可能性……………本 山 美 彦 1

鉄鋼業における硫黄酸化物排出削減への
各種環境政策手段の寄与（2）……………松 野 裕 19

台湾中小企業の輸出活力についての一考察……………徐 翠 萍 39

中国におけるインフレファイナンスの
可能性に関する検討……………鐘 非 61

日本と韓国の投機的土地保有と
土地利用計画（2）……………鄭 炳 潤 81

平成 9 年 9 月

京 都 大 學 經 濟 學 會

中国におけるインフレファイナンスの 可能性に関する検討

鍾 非

I は じ め に

1980年代前半より，中国の貨幣，実質生産，物価は趨勢的に総じて上昇傾向にあり，なかでもM2が急上昇を辿っている（図1）。株，債券といったマネー類似の金融資産(close monetary substitutes)の社会・民間総資産に占める割合が，貨幣の其れに比べて未だ極端に低いという中国経済の現状を勘案しても，物価上昇のペースを遥かに超えるマネーの急増ぶりは，人民幣（中国の通貨単位）に対する需要の増大を裏付ける有力な根拠となる。そして，貨幣的成長と実体経済成長とがプラスに連動していることは自明に近いと考える。かくして，ここ10数年の間における中国マクロ経済の性質を捉えるためには，貨幣，実質生産，物価の趨勢的・上昇傾向に目を向けるのが一つの前提条件に挙げられるだろう。

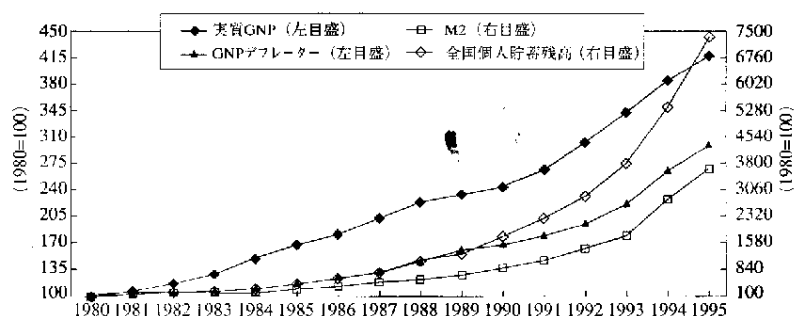
インフレと貨幣との関連を，実質貨幣需要がインフレにどう反応しているかとの側面に考察を加え，貨幣的成長と経済成長との関係をインフレファイナンスの立場から検討し，合わせてインフレファイナンスの厚生コスト問題を提起しようとするところに，本論文の問題意識がある。

Friedman [1953]，Bailey [1956]，Cagan [1956]，Johnson [1967] らの議論で明らかにされたように，政府が無利息貨幣(non-interest bearing money)の発行権を持ち，貨幣保有者がインフレに完全適応的ならば（インフレが anticipated であれば），貨幣所持者にとっては，インフレは実質貨幣ス

トックに課される税に他ならない。政府にとっては、貨幣保有者にインフレ税を課すことにより、シーニョリッジ (seigniorage) をコントロールすることが出来る。そして、Mundell [1965], Marty [1967] らが指摘したように、インフレ税を政府支出の財源に充当させる場合に於けるインフレファイナンスの経済成長へのインパクトの問題と、インフレファイナンスに伴う社会厚生コストといった問題が生じることになる。本論文は諸理論を踏まえつつ、数値例分析を中心に、中国におけるインフレファイナンスの可能性について試論してみる。

本論文の構成は次の通りである。IIでは中国の貨幣需要関数の推計などを行い、実質貨幣の実質所得、インフレ弾性値を求め、後の議論の下準備を整える。IIIでは、定期性マネーがインフレ感応的か否かについて実証する。IVでは、Mundell [1965] のモデルに基づき、中国におけるインフレファイナンスのもたらしうる経済成長率と、その際のありうべきインフレ率に関する数値例分析を行う。V-VIでは、インフレ税による厚生コストやインフレ税収入の最大化に伴うインフレ水準などを、Marty [1967], Friedman [1971] らの議論でなされた諸手法を準用して数値例分析を試みる。VIIではNichols [1974] の議論に従って、中国における金融、財政、為替政策のインフレファイナンスへの適応度について探ってみる。

図1 マクロ経済諸変数の推移



注) M2はIMF「IFS」、その他は「中国統計年鑑」により筆者整理、作成。

II 貨幣需要関数

本節では、貨幣需要関数の推計を行い、後のインフレファイナンスに関する数値例分析の下準備を整える。

表1は、実質貨幣が定常時系列データであるか否かを判断する為の単位根検定の結果を、表2は実質貨幣と実質所得及びインフレ率との間に長期的な均衡関係があるかを判断する為の共和分検定の結果をそれぞれ示してある。M1, M2, M3は、単位根を持たぬ定常的な確率過程にあることがかなりのもっともらしさで確認出来た。また、M1, M2, M3と実質所得との間に明白な共和分関係が存在していることも分かる。従って、実質所得とインフレ率を説明変数とする実質貨幣需要関数の推計から、実質貨幣需要の実質所得弾性値とインフレ弾性値を求めようとすれば、M1, M2, M3の推計結果を重要視すべきほか、実質貨幣需要のインフレ弾性値には少なくとも統計上かなりの疑問があると言える。

表1 単位値の検定 (1979-1994年)

| | Dickey-Fuller (J6, 1) | Lower tail area |
|-------|-----------------------|-----------------|
| LRM0: | -1.897 | 0.569 |
| LRM1: | -3.688 | 0.054 |
| LRM2: | -3.610 | 0.062 |
| LRM3: | -4.054 | 0.029 |
| LRM4: | -2.620 | 0.271 |
| DP: | -2.510 | 0.308 |
| LY: | -1.734 | 0.638 |

(注) 1. $LRM = \ln(M/PGNP)$, $DP = \ln(PGNP/PGNP(-1))$, $LY = \ln(RGNP)$ 。

2. $M3 = M1 - M0$, $M4 = M2 - M1 \cdot 1$ 。

3. データソース：マネーはIMF「IFS」、その他は『中国統計年鑑』。

- 1) M0, M1, M2, M3について人民銀行(1994)は次のように定義している。M0=流通中の現金; M1=M0+企業当座預金+機關・団体・部隊預金+農村預金+個人のクレジットカード類預金; M2=M1+都市・農村住民の貯蓄性預金+企業の定期預金+信託預金+外貨預金; M3=M2+金融債+コマーシャル・ペーパー(CP)+譲渡性預金(CD)。IMFの「IFS」では、M3はM2のなかに含まれているほか、M1についても分類の仕方が中国人民銀行と若干違う。

表2 共和分の検定 (1979-1994年)

| | Dickey-Fuller (16, 2) | Lower tail area |
|-----------|-----------------------|-----------------|
| LRM0 と DP | -1.957 | 0.723 |
| LRM1 と DP | -2.315 | 0.609 |
| LRM2 と DP | -2.388 | 0.573 |
| LRM3 と DP | -2.422 | 0.560 |
| LRM4 と DP | -2.660 | 0.468 |
| LRM0 と LY | -2.385 | 0.581 |
| LRM1 と LY | -4.160 | 0.075 |
| LRM2 と LY | -4.237 | 0.067 |
| LRM3 と LY | -4.080 | 0.084 |
| LRM4 と LY | -3.092 | 0.309 |

表3 貨幣需要関数の推計結果

| 被説明変数 | 定数項 | LY | DP | LRM(-1) | RHO | $\bar{R}^2/DW/S.E.$ |
|-------|-------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| LRM0 | -8.550 (2.024/.000) | 1.930 (.318/.000) | .131 (.638/.838) | -.285 (.213/.180) | .605 (.297/.042) | .965/1.95/.05079 |
| LRM1 | -7.228 (-1.354/.000) | 2.170 (.408/.000) | -.671 (.550/.223) | -.547 (.313/.080) | .374 (.139/.007) | .998/1.59/.04801 |
| LRM2 | -8.843 (2.144/.000) | 2.012 (.478/.000) | -1.815 (.595/.002) | -.074 (.257/.773) | -.192 (.395/.627) | .998/2.18/.03948 |
| LRM3 | -6.049 (1.746/.001) | 1.834 (.558/.001) | -.991 (1.024/.333) | -.383 (.461/.426) | .342 (.239/.153) | .944/1.57/.08948 |
| LRM4 | -7.648 (3.404/.025) | 1.344 (.575/.019) | -1.631 (1.072/.128) | .445 (.233/.057) | -.360 (.408/.377) | .997/2.14/.06721 |

(注) 1. 推定方法: Cochrane-Orcutt 法。

2. (／): (標準誤差/P 値)。

3. データソース: マネーは IMF 『IFS』, その他は『中国統計年鑑』。

中国の実質貨幣需要関数を推計することにより, 実質貨幣需要の実質所得弾性値及びインフレ弾性値を求めることが出来る。表3には, 1979-94年の年次データに基づく推計結果を纏めてある。これをみると, DP 項の係数で表される貨幣のインフレ弾性値はM0を除けば符号がマイナスであるが, 統計的説明力を持つのはM2とM4だけである。また, 貯蓄性の高い(流動性の低い)

マネーのインフレ弾性値が大である可能性があると考えられる。

III 定期性マネーのインフレ感応度

本節では、M2 など貯蓄性の高い（流動性の低い）マネーが果たしてインフレ感応的であるかを考察してみたい。

図2をみると、物価の趨勢的上昇傾向の下では、M2に対する社会消費品小売総額（CG）とM0の比率は、大幅な低下傾向（78年の1.42から95年の0.33へ）と緩やかな低下傾向（78年の0.24から95年の0.13へ）を示している。M2に占める準通貨M4の割合は84年より増加傾向を呈している。

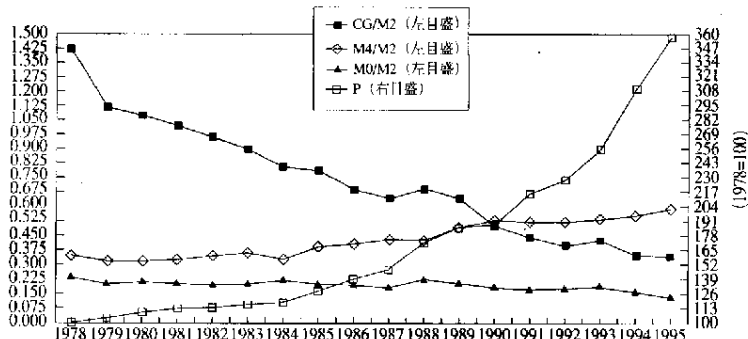
表4には、各種比率と物価指数及びインフレ率の間の相関係数を纏めてある。物価指数及びインフレ率と、貯蓄性の低い通貨や消費品小売総額の貯蓄性の高

表4 各種比率と物価指数及びインフレ率の間の相関係数(1978-95年)

| | M4/M2 | M0/M2 | M0/M4 | M3/M4 | CG/M2 | CG/M4 |
|-----|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| P | 0.932 | -0.787 | -0.908 | -0.858 | -0.848 | -0.844 |
| INF | 0.555 | -0.223 | -0.489 | -0.585 | -0.531 | -0.547 |

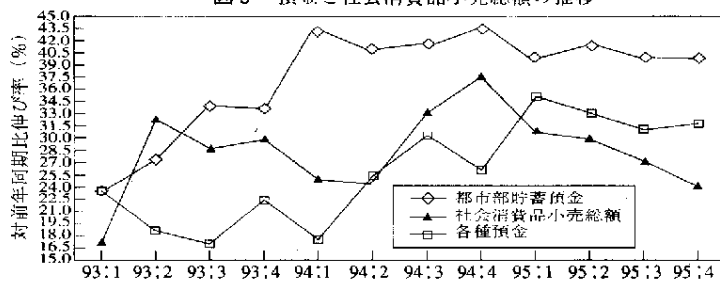
(注) INF は全国小売物価指数の対前年度伸び率、CG は社会消費小売総額。

図2 各種比率と小売物価指数の推移



(出所) 「IFS」, 「中国統計年鑑」各年版により筆者整理、作成。

図3 預金と社会消費品小売総額の推移



(出所)『中国統計月報』により筆者作成。

い通貨に対する割合とが強い逆相関関係にあることが読み取れる。図3は、全国預金総額、都市部貯蓄性預金、消費品小売総額の推移などを示したものである。対前年同期比で20%以上のインフレがみられた93年第1四半期から95年第4四半期にかけては、都市部住民の貯蓄性預金の対前年度比伸び率は社会消費品のそれを大幅に上回っていることが見て取れる。

預金金利がインフレ率に速やかに連動していれば、無利息の現金通貨に比べて、利付き定期性預金の方に需要がシフトしていくのが通貨間ポートフォリオ選択の観点から考えればごく自然である。1990-96年における定期預金金利の変更日を示したのが表5である。預金金利の変動回数は少なく、決してインフレ連動的ではないと言える。

また、1993、94年における全国小売物価の上昇率が13.0%、21.7%に達したため、一部の定期預金の実質金利がマイナスであり、貯蓄性預金と実質金利との間にプラスの相関関係がないものと推測出来る²⁾。

かくして、マイナスの実質預金金利さえ考えられる定期性マネーの、他の流動性の高い通貨に対する割合が趨勢的な増加傾向にあるほか、高インフレ時に

2) 1985-88年及び1993-95年における1年物及び3年物の実質預金金利はマイナスである。また、張文中・田源〔1989〕の実証研究によれば、1978-87年における中国都市部の預金は実質金利と正の相関関係にない。

表5 1990-96年における定期預金金利の変動 (%)

| 変更期日: | 90.4.15 | 90.8.21 | 91.4.21 | 93.5.15 | 93.7.11 | 96.5.1 |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|
| 3ヶ月 | 6.30 | 4.32 | 3.24 | 4.86 | 6.66 | 4.86 |
| 6ヶ月 | 7.74 | 6.48 | 5.40 | 7.20 | 9.00 | 7.20 |
| 1年 | 10.08 | 8.64 | 7.56 | 9.18 | 10.98 | 9.18 |
| 2年 | 10.98 | 9.36 | 7.92 | 9.90 | 11.70 | 9.90 |
| 3年 | 11.88 | 10.08 | 8.28 | 10.80 | 12.24 | 10.80 |
| 5年 | 13.68 | 11.52 | 9.00 | 12.06 | 13.86 | 12.06 |
| 8年以上 | 16.20 | 13.68 | 10.08 | 14.58 | 17.10 | — |

(資料) 『中国統計年鑑』94, 96年版。

における都市部住民の定期性預金の増加率が消費品小売販売額を上回っているため、定期性マネーがインフレ感応的である根拠は必ずしも見あたらない。

IV インフレファイナンスと経済成長

本節では、Mundell [1965] の理論モデルを踏まえ、中国のマクロ統計データを使って同モデルの数値例分析を行うことにより、インフレファイナンスのもたらしうる経済成長などについて検討してみる。

〔1〕 モデルの要約

Mundell [1965] の理論モデルは(1)～(13)式によって要約出来る。

$$Y = \Phi K \quad (1)$$

$$\frac{dY}{dt} = \Phi \frac{dK}{dt} \quad (2)$$

$$\frac{G}{P} = \frac{1}{P} \frac{dR}{dt} = \frac{dK}{dt} \quad (3)$$

$$R = rM \quad (4)$$

$$\frac{dR}{dt} = r \frac{dM}{dt} \quad (5)$$

$$\frac{dK}{dt} = r \frac{1}{p} \frac{dM}{dt} \quad (6)$$

$$\frac{1}{Y} \frac{dY}{dt} = r\Phi \frac{1}{pY} \frac{dM}{dt} = r\Phi \left[\frac{1}{M} \frac{dM}{dt} \right] \frac{M}{pY} \quad (7)$$

$$\lambda = r\lambda \frac{\rho}{v} \quad (8)$$

貨幣の所得速度がコンスタントな場合は、

$$\pi = \rho - \lambda \quad (9)$$

$$\pi = (1 - r\Phi/V)\rho = (V/r\phi - 1)\lambda \quad (10)$$

を得る。貨幣の所得速度がインフレの線形関数である場合は、(10)式を

$$\pi = \frac{V_0 - r\Phi}{r\Phi - \eta\lambda} \lambda \quad (11)$$

と書ける。或いは、 $V = V_0 \cdot \exp(\alpha\pi)$ の場合は、(10)式は

$$\pi = \left[\frac{V_0 e^{\alpha\pi}}{r\Phi} - 1 \right] \lambda \quad (12)$$

となる。(6)式の右辺に (M/M) を乗ずれば、

$$\frac{G}{p} = \frac{dK}{dt} = \frac{r}{p} \frac{dM}{dt} \frac{M}{M} = r\rho \frac{M}{p} = r(\pi + \lambda) \frac{M}{p} \quad (13)$$

を得る。

ここでは、 P =価格、 K =実物資本ストック、 Y =実質所得、 Φ =資本の生産性(資本係数の逆数)、 R =銀行預金準備高、 r =中央銀行の預金準備率、 G =政府投資、 V =貨幣の所得速度、 M =マネーサプライ、 $\pi = (1/P)(dP/dt)$ 、 $\lambda = (1/Y)(dY/dt)$ 、 $\rho = (1/M)(dM/dt)$ 。

インフレファイナンスによる経済成長の上限においては、インフレ率が無限大であるため、(11)式の分母はゼロでなければならず、最大成長率 λ^* は、

$$\lambda^* = r\Phi/\eta \quad (14)$$

となる。Mundell [1965] は、 $V_0 = 3$ 、 $\Phi = 0.2 \sim 0.5$ 、 $r = 0.1 \sim 0.3$ 、 $\eta = 0 \sim$

10³)としている。

- (1) $\eta=0$ の場合は、 $V_0=3$, $\Phi=0.5$, $r=0.3$, $\eta=0$ などを(11)式に代入すれば、 $\pi=19\lambda$ を得る。従って、1%の経済成長率を達成するためには、19%のインフレ率を代価として支払わねばならない。
- (2) $\eta=10$ の場合は、 $\lambda^*=1.5\%$ が(14)式より算出できる。つまり、無限大のインフレ率を代価とする経済成長率の上限は1.5%である。

[2] 同モデルの中国マクロ経済データによる数値例分析

投資関数の推計式により、限界資本生産性（限界資本係数の逆数）は $\Phi=0.4265/0.459=0.93$ と算出できる。

$$\begin{aligned} \text{IN} &= 464.618 + 0.4590\text{NGNP} - 0.4265\text{K}(-1) & (15) \\ (0.61) & \quad (4.49) \quad (-2.16) \\ \bar{R}^2/DW &= 0.95/1.35 \end{aligned}$$

- (注) 1. IN= 国有企業固定資産投資総額, NGNP= 名目 GNP, K= 国有企業総資本ストック。
 2. 推定法は ML 法。
 3. 推定期間は 1985-93 年。
 4. 括弧内は t 統計量。

表 6 での推計結果により、インフレ率がゼロの時に於ける V_{M1} , V_{M2} は 2.44, 1.22 であると判断できる³⁾。また、 r_{M1} と r_{M2} は 0.36, 0.18 と算出できる⁴⁾。

貨幣の所得速度が一定のケースを想定し、関連の数値を(11)式に代入すれば、

$$\pi_{M1} = \pi_{M2} = 6.29\lambda \quad (16)$$

を得る。従って、経済成長がインフレファイナンスによってもたらされるとの仮定に立てば、1%の経済成長率を達成する為には、Mundell の数値例(19%)の約1/3である6%強のインフレ率を代価として支払わねばならない計算になる。

3) 30%のインフレ率が期待される場合、貨幣の流通速度Vは倍増する(Mundellの仮定による)。
 $\eta=10(V_0=3)$ は $V=V_0+\eta\pi$ より算出できる。
 4) インフレ項の係数が統計的に有意でないことは、貨幣の所得速度がインフレ非感応的であることを意味する。
 5) $r_{M1}(r_{M2})$ = 中国人民銀行準備金/マネーの算術平均値(1985-94年)。中国人民銀行準備金はハイパワード・マネーから現金通貨を引いたものである。

表6 貨幣の所得速度の推計結果(1985-94年)

| 被説明変数 | 定数項 | DP | \bar{R}^2/DW |
|----------|----------------|----------------|----------------|
| V_{M1} | 2.44 (6.90) | 1.08 (0.50) | 0.84/1.58 |
| V_{M2} | 1.22 (2.59) | 1.50 (1.18) | 0.88/1.94 |

(注) 1. 推計法はML法。
2. 括弧内はt統計量。

貨幣の所得速度がインフレのプラスの線形関数であり、期待インフレ率が30%を超える場合は倍増するという Mundell の仮定に従えば、 η_{M1} と η_{M2} は 8.13, 4.07 と、 $V = V_0 + \eta\pi$ より算出できる。それらを(14)式に代入すれば、

$$\lambda_{M1}^* = \lambda_{M2}^* = 0.0411 \quad (17)$$

を得る。従って、インフレファイナンスによる経済成長の上限は約4%であることが分かる。

表7では、(11)式にM1関連のマクロデータを代入して計算された中国のインフレファイナンスによる経済成長率及びインフレ率と、Mundell [1965] のそれらとを比較している。Mundell [1965] での数値例とほぼ同程度のインフレ率をもたらす成長率は、Mundell それを大幅に上回っていること、つまり中国のインフレファイナンスに必要とされるインフレ率が低いことが見て取れよう。これは、Mundell の数値例と比べて中国の Φ が大きく、 η が小さい所に起因するものと考えられる⁶⁾。

V インフレファイナンスのコスト

Marty [1967] は、Cagan [1956] のハイパーインフレ時における貨幣需要

6) (15)式で得られた中国の近似的な資本限界生産性 Φ が高いことは、国有企業の生産が極めて労働集約的であり、フローの生産規模に比べて生産設備を含む資本ストックの蓄積が遅れているとの解釈が可能なか、改革・開放以来国有企業における労働生産性上昇率が資本ストック蓄積率を大幅に上回っているとの推論も成立するかもしれない。

表7 経済成長とインフレ率のシミュレーション

| Mundell の数値例 | | 中国のデータによる数値例 | |
|--------------|----------|--------------|----------|
| 成長率 | インフレ率 | 成長率 | インフレ率 |
| 0.25 | 5.70 | 0.25 | 1.67 |
| 0.50 | 14.25 | 0.75 | 5.77 |
| 0.75 | 28.50 | 1.50 | 14.84 |
| 1.00 | 57.00 | 3.00 | 69.48 |
| 1.25 | 142.50 | 3.50 | 146.60 |
| 1.50* | ∞ | 4.1* | ∞ |

(注) *は上限を示す。

関数式を利用して Mundell [1965] の議論を一步踏み込んだ形で、政府がインフレファイナンスを行う際の厚生コストを分析している。

以下では、Marty [1967] の手法を踏襲し、中国のインフレファイナンスに伴う厚生コストについて検討しておきたい。

Cagan [1956] の実質貨幣需要関数 $M/P = \exp(-\alpha\pi - r)$ により、インフレファイナンスに伴う厚生損失 W の所得 Y に占める割合 w は、次のように書ける。

$$\begin{aligned}
 w = \frac{W}{Y} &= \frac{\exp(-r)}{Y} \left(\int_0^\pi \exp(-\alpha\pi) \cdot d\pi - \pi \exp(-\alpha\pi) \right) \\
 &= \frac{\exp(-r)}{Y} \left\{ \frac{1}{\alpha} [1 - (1 + \pi\alpha)] \exp(-\alpha\pi) \right\} \quad (18)
 \end{aligned}$$

インフレ税収入の所得に占める割合は

$$\frac{(M/P)\pi(\lambda + \pi)}{Y} = \frac{G/P}{Y} \quad (19)$$

であり、インフレ税収入に対する厚生損失の比例は、次式で示される。

$$\frac{w}{\lambda\Phi} = \frac{\exp(\alpha\pi) - (1 + \alpha\pi)}{\alpha(\pi + \lambda)} \quad (20)$$

実質貨幣需要の所得弾性値が1であると仮定すれば、実質貨幣需要関数を、

$$\left[\frac{M}{P}\right]_x = \frac{V_0(M/P)_0}{V_0 + \eta\pi} \quad (21)$$

と書ける。 W の所得 Y に占める割合は、次式となる。

$$w = \frac{W}{V_0 \cdot M} = \int_0^{\pi} \frac{1}{V_0 + \eta x} dx - \frac{\pi}{V_0 + \eta\pi} \quad (22)$$

表8では、Marty [1967] が計算した数値例と、中国のそれとを比較している。数値例分析結果での中国におけるインフレファイナンスのコスト、就中 $(w/\lambda\phi)$ がMartyのそれを大きく下回っていることが見て取れる。

表8 インフレファイナンスに伴う厚生コストの比較 (%)

| Marty の計算結果 | | | | 中国のデータによる計算結果 | | | |
|-------------|-----------|-------------|-------------------|---------------|-----------|-------------|-------------------|
| π | λ | $(w = W/Y)$ | $(w/\lambda\phi)$ | π | λ | $(w = W/Y)$ | $(w/\lambda\phi)$ |
| 5.70 | 0.250 | 0.1431 | 28.0 | 1.67 | 0.25 | 0.0194 | 11.6377 |
| 10.00 | 0.389 | 0.3770 | 48.0 | 5.77 | 0.75 | 0.1812 | 13.1346 |
| 14.25 | 0.500 | 0.6660 | 67.0 | 14.84 | 1.50 | 0.8738 | 15.9134 |
| 28.50 | 0.750 | 1.8100 | 120.0 | 24.45 | 2.00 | 1.8094 | 18.3013 |
| 57.00 | 1.000 | 4.0900 | 240.0 | 69.48 | 3.00 | 6.1533 | 25.7131 |
| 142.50 | 1.250 | 9.2300 | 370.0 | 146.6 | 3.50 | 11.5920 | 32.7718 |

(注) 1. $(w = W/Y)$ は(22)式、 $(w/\lambda\phi)$ は(20)式から算出されたもの。

2. Marty の計算では $\alpha = 3$, $r = 0.3$, $\phi = 0.5$, $V_0 = 3$, $\eta = 10$; 中国のデータによる計算では、 $\alpha = 1.5^{*7}$, $r = 0.36$, $\phi = 0.93$, $V_0 = 2.44$, $\eta = 8.13$ 。

VI インフレ税収入の最大化に伴うインフレ水準

Friedman [1971] は、政府のインフレ税収入最大化時におけるインフレ率に関する理論分析と、それに基づいた数値例分析を示している。以下では、Friedman [1971] の理論を要約し、同理論に基づいた中国の数値例分析の結果と、Friedman のそれとの比較分析を試みる。

7) 中国の実質貨幣需要のインフレ弾性値は、表3での貨幣需要関数の推計結果を参考に設定したものである。

Friedman [1971] の理論は, (23) ~ (30) 式によって要約出来る。

$$m^D = f(y, g_P) \quad (23)$$

$$g_M = g_N + g_P + \eta_{mN} g_N \quad (24)$$

$$R = M/P \cdot (g_N + g_P + \eta_{mN} g_N) \\ = N \cdot f(y, g_P) (g_N + g_P + \eta_{mN} g_N) \quad (25)$$

(M^D = 名目貨幣需要, P = 物価, N = 人口, m^D = 1 人当たり実質貨幣需要 (M/PN), g = 時間に対する対数微分の符号, y = 1 人当たり実質所得 (Y/PN), η_{mN} = 1 人当たり実質貨幣需要の実質所得弾性値, R = インフレ税収入)

インフレ税収入を最大化するための必要条件は次式から求められる。

$$dR/dg_P = (M/P) \{1 + g_N \cdot d\eta_{mN}/dg_P \\ + (g_N + g_P + \eta_{mN} g_N) \cdot d \log(m^D)/dg_P\} = 0 \quad (26)$$

インフレ税収入を最大化するのに必要とされる最適インフレ率は, 次式を満足しなければならない。

$$(g_N + g_P + \eta_{mN} g_N) \cdot d \log(m^D)/dg_P + g_N \cdot d\eta_{mN}/dg_P = -1 \quad (27)^8$$

($g_N + g_P + \eta_{mN} g_N$) = g_M (最大化されたインフレ税収入) において (27) 式を解けば, 次式を得る。

$$g_M = \frac{-1 - g_N \frac{d\eta_{mN}}{dg_P}}{\frac{d \log M^D}{dg_P}} \quad (28)$$

実質所得がコンスタントである場合, 一人当たり実質貨幣需要関数を,

$$m^D = L(y) \cdot \exp(-\alpha g_P) \quad (29)$$

と書ける。 $d \log(m^D)/dg_P = -\alpha$ 及び $d\eta_{mN}/dg_P = 0$ が (29) 式において成立するため, (27) 式と (28) 式より, 最適インフレ率 g_P と最大化されたインフレ税収入 g_M は次のように求められる。

$$g_P = 1/\alpha - g_N - \eta_{mN} g_N; g_M = 1/\alpha \quad (30)$$

8) 定常状態では, $g_N = g_P = 0$ により, (27) 式は $g_P \cdot d \log(m^D)/dg_P = \eta_{mN} g_P = -1$ となる。

表9 (1) Friedmanの数値例 (%)

| α (実質貨幣需要カーブの勾配) | | | | | | | |
|-------------------------|-------|----|----|----|-----|----|-----|
| | | 2 | | 10 | | 20 | |
| η_{my} | | | | | | | |
| g_y | g_N | 1 | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 |
| 0 | 0 | 50 | 50 | 10 | 10 | 5 | 5 |
| 0 | 5 | 45 | 40 | 5 | 0 | 0 | -5 |
| 0 | 10 | 40 | 30 | 0 | -10 | -5 | -15 |
| 2 | 0 | 48 | 48 | 8 | 8 | 3 | 3 |
| 2 | 5 | 43 | 38 | 3 | -2 | -2 | -7 |
| 2 | 10 | 38 | 28 | -2 | -12 | -7 | -17 |

表9 (2) 中国の数値例 (%)

| | | α (実質貨幣需要カーブの勾配) | | | | | | | | |
|-------|-------|-------------------------|-------|-------|------|------|------|------|------|------|
| | | 0.5 | | | 1.5 | | | 2 | | |
| | | η_{my} | | | | | | | | |
| g_y | g_N | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 1.8 | 2.0 | 2.2 |
| 8 | 0 | 192.0 | 192.0 | 192.0 | 58.7 | 58.7 | 58.7 | 42.0 | 42.0 | 42.0 |
| 8 | 0.5 | 191.1 | 191.0 | 190.9 | 57.8 | 57.7 | 57.6 | 41.1 | 41.0 | 40.9 |
| 8 | 1.0 | 190.2 | 190.0 | 189.8 | 56.9 | 56.7 | 56.5 | 40.2 | 40.0 | 39.8 |
| 10 | 0 | 190.0 | 190.0 | 190.0 | 56.7 | 56.7 | 56.7 | 40.0 | 40.0 | 40.0 |
| 10 | 0.5 | 189.1 | 189.0 | 188.9 | 55.8 | 55.7 | 55.6 | 39.1 | 39.0 | 38.9 |
| 10 | 1.0 | 188.2 | 188.0 | 187.8 | 54.9 | 54.7 | 54.5 | 38.2 | 38.0 | 37.8 |
| 12 | 0 | 188.0 | 188.0 | 188.0 | 54.7 | 54.7 | 54.7 | 38.0 | 38.0 | 38.0 |
| 12 | 0.5 | 187.1 | 187.0 | 186.9 | 53.8 | 53.7 | 53.6 | 37.1 | 37.0 | 36.9 |
| 12 | 1.0 | 186.2 | 186.0 | 185.8 | 52.9 | 52.7 | 52.5 | 36.2 | 36.0 | 35.8 |

(注) α 及び η_{my} は、表3での推計結果を参考に筆者の設定によるもの。 g_y と g_N は筆者の設定によるもの。

従って、実質貨幣需要のインフレ弾性値 α が大 (小) であるほど、インフレ税収入及び最適インフレ率は小 (大) である。そして人口成長率、1人当たり実質所得成長率及び実質貨幣需要の実質所得弾性値が大 (小) であるほど、最適インフレ率は小 (大) である。

表9 (1~2)では、 g_y , g_N , α , η_{my} などを所与とする時の、インフレ税収入

g_M を最大化するのに必要とされるインフレ率 g_P についての Friedman [1971] の数値例と、中国のそれとを纏めてある。 $\alpha=0.5$ の場合、インフレ税収入の最大化をもたらすインフレ率は180-190%にも上り、 $\alpha=2$ としても、インフレ率は30-40%台であることが分かる⁹⁾。

VII 経済政策のインフレファイナンスへの適応度について

Nichols [1974] は、インフレファイナンスに関する幾つかの原則及びそれに関連する政策について論じている。以下では、そういった原則と政策を列挙しながら、中国における諸経済政策のインフレファイナンスへの適応度について探ってみたい。

原則〔1〕：政府の財政赤字に起因するインフレ率は、政府が発行するマネーを代替出来るものが入手困難であればあるほど低い。

政策〔1〕：外国通貨の保有を制限したり禁止することによって、インフレ率を低めることができる。

政策〔2〕：市場の自由金利を支払っている民間金融機関の金融商品に対する金利規制を講じることにより、インフレ率を低めることができる。

中国の外国為替管理体制はなお高度に中央主権化されており、外国為替収支に関する運用は、国家計画委員会の計画に基づいて、財政部と中国人民銀行（中央銀行に相当）及び中国人民銀行が指定した中国銀行（外国為替業務を専門とする唯一の国家銀行）の管理下に置かれている。1993年末、中国人民銀行が外貨管理システム改革の新法案を公布することに伴って、翌年の1月1日より為替レート的一本化が実現され、為替相場は管理された変動為替相場へと移り変わった。しかし、同法案の直接的な目的が人民幣の経常項目の下での条件付き交換にあるため、資本項目下の外貨取引が依然として政府の厳しいコントロールの下に置かれている事実は何ら変わっていない。同法案に明文化されて

9) Friedman が設定した $\alpha (=10, 20)$ は明らかにハイパー・インフレ時における貨幣需要に対応したものであり、中国マクロ経済には不適応であろう。

いるように、外貨指定銀行の外貨所有限度額が厳格に規定されており、限度額を超えた外貨の買いだめ・所持が厳禁されている他、個人レベルでの外貨売買も事実上禁止されている。また、1993年2月5日に公布された中国人民銀行の『出入国時における人民幣所持可能額に関する規定』では、中国公民の出入国時における人民幣所持可能額の上限は6000元と規定されている。

中国人民銀行の金利規制を完全に受けていない個人金融機関は皆無に近く、中国人民銀行が規定している各種預金金利は事実上すべての預金金利を決めている。個人の金融資産の殆どは預金が占めているといった事情を考え合わせれば、人民幣と代替出来る金融商品はほぼ無視出来ると言える。

原則〔2〕：政府が発行する利付き債券が、同無利息通貨との代替性が低いほど、政府の財政赤字に起因するインフレ率は低い。

政策〔3〕：利付き債券の流動性を低くして、預金の預入期間を長く設定することにより、利付き債券と通貨との代替性を低めることが出来る。

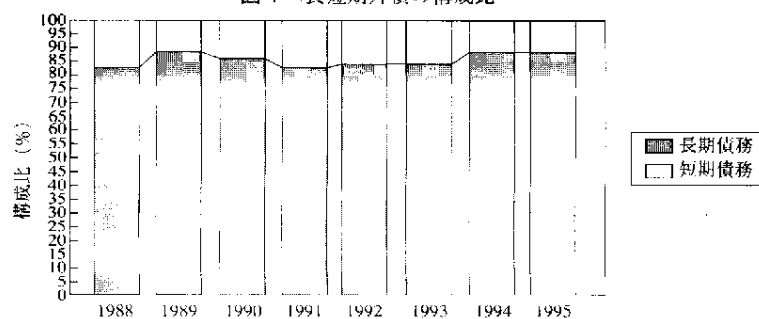
中国には、何時でも引き出しの出来る普通預金と、定期預金とがある。表5に示されたように、定期預金には3ヵ月物、半年物、1年物、2年物、3年物、5年物及び8年以上の商品がある他、満期期限が10年以上の長期国庫券（長期国債に相当）もある。インフレによる定期預金の実質金利の目減りを防ぐため、高インフレ時には定期預金などに対する物価スライド制も実施されている。

もっとも、無利息の現金通貨のみならず、利付き債券（定期預金や国庫券等）によってインフレファイナンスを行っても、実質利子率が経済成長率を下回りさえすれば、インフレ税収入が得られると考えられよう。80年代半ばから顕在化し始めたインフレによって、中国における定期性預金の実質金利が経済成長率を上回ることが殆どないといった事実を鑑みると、インフレファイナンスが膨大な貨幣需要に支えられていると解釈することも出来よう。

〔原則3〕：海外援助が経済成長と同程度で長期的に伸びなければ、インフレ抑制に役立たない。

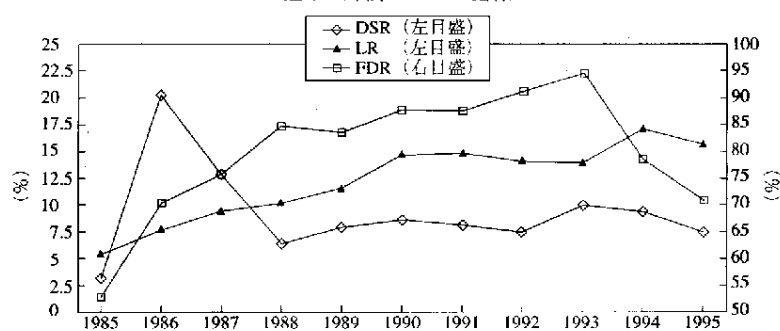
〔政策4〕：債務の実質利子率が債務国の経済成長率を下回るようにすること。

図4 長短期外債の構成比



(出所) 『中国統計年鑑』各年版より筆者作成。

図5 外債リスクの指標



(注) DSR(Debt Service-Ratio): (債務利子+元本)/(輸出+貿易外収入);

LR: 債務残高/GNP; FDR: 債務残高/(輸出+貿易外収入)

(出所) 図4に同じ。

1988年以來の対外債務の約8割が長期債であることを示したのが図4であり、85年以來の外債リスクの指標を示したのが図5である。長期債務が大半で、しかも輸出による債務返済能力が相当に望める経済は、深刻な債務危機に陥ることが考え難いであろう。また、中南米諸国のように深刻な債務累積とそれに起因するハイパー・インフレにでも悩まされなければ、インフレによる債務者利益(実質返済の目減り)さえ考えられよう¹⁰⁾。

VIII お わ り に

以上の分析結果より、改革・開放以来の中国におけるインフレーションを安易に肯定し、インフレファイナンスによる経済成長を今後も大いに推進すべきだと考えるのは浅見に過ぎないが、中国におけるインフレーションの影響を、マクロ経済諸変数との関連において先入観抜きで再検討する必要があると考えられる。

貨幣保持者のマネースtockに課せられるインフレ税は、所得に課せられる所得税や、消費活動に課せられる一般消費税などと同様に、政府支出を賄う税源の一つに数えられる。勤労意欲の阻害や課税の回避行動の活発化及び課税の逆進性といった課税調達の場合の諸問題点や、将来世帯への過大負担といった公債調達の場合に生じ兼ねない問題点と比較して、貨幣調達に伴うインフレが如何なる状況でも望ましくないというふうに決めつけるのは早計であろう。国民の納税意識が極めて稀薄で、直接税を順調に徴収することが不可能に近い、という中国における税システムの現状に照らし合わせて考えると、貨幣調達によるインフレ税収の調達は少なくとも理論上検討する価値が否めなからう¹⁰⁾。

要するに、インフレの善し悪しを先験的、イデオロギー的に評論するのではなく、インフレ税の規模などを定量的に把握したうえで、インフレ税を徴収する際に生じる厚生コストと、所得税や一般消費税の徴収に伴うコストとに関する理論的・実証的比較分析を進めるのが建設的であろう。

本論文が着目したインフレ税及びそれに伴う厚生コストは、インフレによる貨幣需要カーブでのシフトに由来している。その意味では、本論文の議論は、

10) 債務返済率 (DSR) が20%を超えれば、債務返済能力に問題が生じかねないと言われている。

11) 徴税システムの未整備、国民の納税意識の希薄などを背景に、中国では納税拒否や脱税による「税の流失」が大きな社会問題となっている。ここ数年、全国で毎年平均して3000人以上の税務署員が殴られ、殉職者が10人に上るとの新聞報道がある。また、国有企業の50%以上、集団企業の60%以上、個人経営・私営企業の80%以上が脱税しており、年間の脱税総額は財政収入の1/4に当たる1000億元以上にも達していることが指摘されている(『人民中国』1993年6月号を参照)。

いわゆる Bailey-Friedman 流の部分均衡論の域を出ていないと言わねばならない¹²⁾。中国におけるインフレファイナンスの余地、並びにインフレの厚生コストを計量的により正確に把握するには、マクロデータによる数値例分析のみならず、消費者行動の細部にスポットを当てるミクロデータも必要不可欠である。経済データの制約という物理的制約を如何に克服して、中国のインフレファイナンス、並びにインフレの厚生コストに関する経済分析を精緻なものにするかは筆者今後の研究課題に挙げられる。

参考文献

- Bailey, M. J. [1956], "The Welfare Cost of Inflationary Finance," *Journal of Political Economy*, 64, 93-110.
- Cagan, P. [1956], "The Monetary Dynamics of Hyperinflation," in Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press, 25-117.
- Cooley, T. F. and G. D. Hansen [1989], "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model," *American Economic Review*, 79, 733-748.
- Cooley, T. F. and G. D. Hansen [1991], "The Welfare Costs of Moderate Inflation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 483-503.
- Dotsey, M. and P. Ireland [1996], "The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium," *Journal of Monetary Economics*, 37, 29-47.
- Friedman, M. [1953], "Discussion of the Inflationary Gap," in *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press.
- Friedman, M. [1971], "Government Revenue from Inflation," *Journal of Political*

12) 本論文と異なる角度からの、インフレ税などに関する幾つかの議論の骨子を次のように整理してみよう。Cooley and Hansen [1989, 1991], Karni [1974] 及び Romer [1986] などでは、インフレによって、経済主体が生産活動からレジャーへと非効率的にシフトしたり、よりマネー節約的な生産活動に時間を割り当てることに由来するインフレの厚生コストを議論している。そういった議論の延長として、Marquis and Reffett [1994] では、インフレの内生的経済成長に及ぼしうる影響等について検討している。Dotsey and Ireland [1996] では、一般均衡レベルでのインフレの厚生コストに関する議論を行っており、Bailey-Friedman 流の部分均衡分析だけではインフレの厚生コストが過小評価されたとしている。Mussa [1977] では、賃金や物価などのデノミネーションとしての、即ち会計単位 (unit of account) としての貨幣を手放すことによって生じるインフレの厚生コストについて論じている。

Economy, **79**, 846-856.

Johnson, H. G. [1967], "A Survey of Theories of Inflation," in *Essays in Monetary Economics*, London: Allen & Unwin.

Karni, E. [1974], "The Value of Time and the Demand for Money," *Journal of Money, Credit and Banking*, **6**, 45-64.

Marquis, M. H. and K. L. Reffett [1994], "New Technology Spillovers into the Payment System," *Economic Journal*, **104**, 1123-1138.

Marty, A. L. [1967], "Growth and the Welfare Cost of Inflationary Finance," *Journal of Political Economy*, **75**, 71-76.

Mundell, R. A. [1965], "Growth, Stability, and Inflationary Finance," *Journal of Political Economy*, **73**, 97-109.

Mussa, M. [1977], "The Welfare Cost of Inflation and the Rule of Money as a Unit of Account," *Journal of Money, Credit and Banking*, **9**, 276-286.

Nichols, D. [1974], "Some Principles of Inflationary Finance," *Journal of Political Economy*, **82**, 423-430.

Romer, P. M. [1986], "Increasing Returns and Long-run Growth," *Journal of Political Economy*, **94**, 1002-1037.

井堀利宏 [1984]『現代日本財政論』東洋経済新報社。

張文中・田源 [1989]「物価、利率与儲蓄増長—中国：1954-1987年の実証分析」『経済研究』1989年第11期。

人民銀行課題組 [1994]『中国九十年代的貨幣政策』中国経済出版社。

鍾 非 [1995]『中国のインフレーションに関する経済分析』平成7年度京都大学経済学研究科修士論文。